

시간 가변의 특성을 이용한 미국-아시아 주식시장 간의 변동성 전이효과 분석*

김형태** · 윤성민***

글로벌 금융위기 이후 동조화 현상으로 인해 주식시장 간의 상관관계 및 전이효과가 강화되고 있다. 본 연구는 미국 및 아시아 주식시장 간의 조건부 동상관관계를 DECO(dynamic equicorrelation)-GARCH 모형을 이용하여 분석하였으며 Diebold and Yilmaz(2012)의 전이지수 모형을 활용하여 변동성 전이효과의 방향성 및 규모를 분석하였다. 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, DECO-GARCH 모형을 통해 미국 및 아시아 주식시장 간의 양(+)의 동상관관계를 발견하였으며 글로벌 금융위기를 포함한 최근의 금융위기가 그러한 양(+)의 동상관관계를 강화시키는 것을 확인할 수 있었다. 이는 금융시장의 구조변동이 미국 및 아시아 주식시장 간의 조건부 상관관계를 강화시키는 것을 의미하고 있다. 둘째, 전이지수 분석결과 각국의 주식시장의 상호의존성이 매우 크다는 것을 알 수 있었다. 이는 글로벌 금융위기 때문에 변동성의 상호의존성이 매우 크게 나타났으며, 특히 중화권 주식시장을 중심으로 지역적인 상호의존성이 강하게 나타나고 있는 것으로 분석되었다. 셋째, 변동성 전이효과가 시간 가변적인 움직임을 보이고 있으며 특히 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기 같은 구조변동 구간에 변동성 전이효과가 강해지는 것을 발견하였다. 넷째, 순전이효과를 분석한 결과 각국 주식시장 간에는 쌍방향의 전이효과를 보이고 있으며 글로벌 금융위기 이후 중화권 주식시장을 중심으로 한 지역적인 영향력이 증대된 것을 알 수 있다. 미국 및 아시아 주식시장의 전이효과는 전이지수를 통해 알 수 있기 때문에 투자자의 포트폴리오 구성에 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 또한 전이효과의 시간 가변적인 움직임을 통해 금융위기 발생 시 각국 주식시장의 전이효과의 방향성 및 규모를 예측하는데 중요한 지표가 될 것이다.

핵심주제어 : 변동성 전이효과, DECO-GARCH 모형, 전이 지수 모형, 주식시장
경제학 문헌 주제 분류 :

* 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A5B8057488).

** 제1저자, 부산대학교 경제학과 박사과정, e-mail: kht1258@hanmail.net

*** 교신저자, 부산대학교 경제학과 교수, e-mail: smyoon@pusan.ac.kr

I. 서론

최근 자본시장이 개방됨에 따라 하나의 금융시장이 다른 금융시장에 영향을 주고 같이 움직이는 동조화 현상이 나타나고 있다. 특히 글로벌 금융위기를 거치면서 금융시장 간의 동조화 현상 및 변동성 전이효과가 더욱 심해지는 추세에 있다.

대표적인 금융시장 중 하나인 주식시장에서도 동조화 현상과 변동성 전이효과에 대해 관심이 높아지고 연구의 필요성이 증대되고 있다. 주로 다변량 GARCH 모형이나 전이지수 모형을 이용하여 주식시장 간의 변동성 전이효과를 추정하는 연구가 진행되고 있다. 1990년대에는 주로 선진국 주식시장 간의 변동성 전이효과에 대한 연구(Eun and Shim, 1989; Jeon and von Furstenberg, 1990; Cumby, 1990; Hamao et al., 1990; Karolyi, 1995; Koutmos and Booth, 1995)가 진행되고 있으며, 2000년대 이후로는 선진국 주식시장과 신흥국 주식시장 간의 변동성 전이효과에 대해 다루고 있다(Ng, 2000; Edwards and Susmel, 2001; Tse et al., 2003; Kanokwan and Dibooglu, 2006; Chuang et al., 2007; Li and Majerowska, 2008; Beirne et al., 2010; Wang and Wang, 2010)

변동성 전이효과를 분석하는 모형으로는 크게 2가지가 있는데 하나는 Bollerslev (1986)의 GARCH 모형을 이용하는 방법이 있다. 이 방법은 변동성의 주요 특징(시간 가변성, 변동성 군집성 및 지속성)을 반영하며 시장 간의 조건부 상관관계 분석을 통해 변동성 전이효과 분석을 하는 것이다. 최근 주식시장을 이용한 선행연구에서는 글로벌 금융위기 이후로 주식시장 간의 조건부 상관관계가 강화되는 경향을 보이고 있다(Zhang, et al., 2013; Dimitriou et al., 2013). 하지만 시장 간의 변동성 전이효과의 방향 및 규모를 설명하기 어렵다는 단점이 존재하며(Awartani and Maghyereh, 2013; Antonakakis et al., 2016), BEKK이나 DCC 모형 같은 기존의 다변량 GARCH 모형은 시계열의 수가 증가할수록 추정해야 하는 조건부 상관계수의 수가 많아진다는 단점이 존재한다(Bollerslev et al., 1994; Bauwens et al., 2006; Engle and Kelly, 2012).

또 다른 하나는 Diebold and Yilmaz(2012)의 전이지수 모형이 있다. 이 방법은 VAR 모형을 기반으로 일반화 예측오차 분산분해를 이용하여 각 시장의 변동성 전이효과의 방향 및 규모를 추정할 수 있다(Awartani and Maghyereh, 2013; Antonakakis et al., 2016). 그리고 VAR 모형의 Cholesky 요인 정의에 의존하지 않기 때문에 분산분해의 결과들이 변수의 나열 순서에 달려 있지 않다는 장점이 있다(Diebold and Yilmaz, 2012).

본 연구는 미국과 아시아 주식시장(중국, 홍콩, 인도, 인도네시아, 한국, 일본, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 대만, 태국)의 변동성 전이효과를 분석하는 것이다. 본

연구의 특징은 다음과 같다. 첫째, 미국 주식시장과 아시아 주식시장 간의 변동성의 특징과 동상관계수를 Engle and Kelly(2012)의 DECO(dynamic equicorrelation)-GARCH 모형을 이용하여 추정하였다. 기존의 금융시장 간의 시간 가변적인 상관관계를 추정하는데 많이 이용하는 모형으로 Engle의 DCC(dynamic conditional correlation) 모형이 있지만 금융시계열의 수가 많아지면 상관관계의 추정 및 계산이 복잡해진다는 단점이 존재한다. 따라서 하나의 동상관관계를 이용하는 DECO 모형을 이용하여 미국주식시장과 아시아 주식시장 간의 변동성 전이효과를 분석하였다. 둘째, 미국 주식시장과 아시아 주식시장의 수익률의 급변점(break points)을 추정하여 금융위기와 같은 구조변동이 시장 간의 동상관관계에 미치는 영향을 분석하기 위해 Inclán and Tiao(1994)의 ICSS 알고리즘(iterative cumulative sum of squares algorithm) 분석을 이용하여 급변구간을 추정하였다. 마지막으로 변동성 전이효과의 시간 가변적 특성, 방향성 및 규모를 분석하기 위해 DECO-GARCH 모형을 통해 추정된 조건부 분산(변동성)을 Diebold and Yilmaz(2012)의 전이지수(spillover index) 모형을 이용하였다. 그리고 표본이동분석(rolling sample analysis)을 통해 변동성 전이효과의 시간 가변적인 특성을 파악하였으며, 방향성 전이효과와 순변동성 전이효과를 통해 변동성 전이효과의 방향 및 규모를 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 II절에서는 본 연구에서 이용한 분석 방법에 대해 설명하고, III절에서는 본 연구에 이용된 표본자료를 설명하고, 그것의 기초통계량을 분석한다. IV절에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 VI절에서는 본 연구에서 얻은 주요 분석결과를 요약하고, 결론을 제시한다.

II. 실증모형

2.1. ICSS 알고리즘

본 연구에서는 미국 및 아시아 주식시장의 수익률 변동성의 급변여부와 급변시점을 내생적으로 찾기 위해 Inclán and Tiao(1994)가 제시한 ICSS 알고리즘을 사용하기로 한다. 만약 경제적, 정치적 사건이나 전세계적인 금융위기로 인해 금융시장의 수익률 시계열에 급격한 변화가 발생 한다면 수익률 시계열의 조건부 분산은 안정적인 상태에서부터 불안정한 상태로 변화하고, 다른 충격이 발생하기 전까지 안정적인 상태로 회귀한다. 이러한 변동성 급변현상을 찾아내기 위해 ICSS 알고리즘을 요약해 보기로 한다.

ε_t^2 는 평균이 0이고 어떤 무조건부 분산을 가지는 수익률 평균방정식의 잔차의 제

곱이라 하자. 여기서 전체 표본기간 T 가 있을 때 1기부터 k 기까지의 잔차 제곱의 누적 합(cumulative sum of squared residuals) C_k 는 다음과 같이 표시한다.

$$C_k = \sum_{i=1}^k \varepsilon_i^2, \quad k = 1, \dots, T, \quad \varepsilon_i \sim N(0,1) \quad (1)$$

그리고 중심부 누적 제곱 합(centered cumulative sum of squared) D_k 를 다음과 같이 표시한다.

$$D_k = \left(\frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T} \quad \text{with} \quad D_0 = D_T = 0 \quad (2)$$

여기서 C_T 는 전체 표본기간 T 에서의 잔차 제곱의 합을 의미한다. 만약 수익률 시계열에 급격한 변화가 발생하지 않는다면 D_k 는 0을 중심으로 움직일 것이며, 급격한 변화가 발생한다면 0에서 크게 벗어나려는 움직임을 보인다. 이러한 움직임을 통해 주어진 유의수준(significant level) 아래에서 경계(bound)를 제시해주며 이러한 경계를 벗어나려는 움직임을 보일 경우 변동성의 구조적 변화가 없다는 가설을 기각함을 의미한다. Aggarwal et al.,(1999)에 따르면, 임계값(critical value) 1.358은 $\max_k \sqrt{T/2} |D_k|$ 의 점근(asymptotic) 분포의 95번째 백분위수(percentile)이다.

따라서 T 개의 관측치 중에서 N 회의 급격한 변화가 발생했다 하면 전체 표본을 급변 시점을 기준으로 $1 < k_1 < k_2 < \dots < k_N < T$ 의 급변구간으로 구분할 수 있다. 각 급변구간의 분산을 σ_i^2 ($i = 0, 1, 2 \dots N$)으로 표기하면 다음과 같이 구간을 나누어 각 급변구간의 분산을 정의할 수 있다.

$$\sigma_i^2 = \begin{cases} \sigma_0^2, & 0 < k < k_1 \\ \sigma_1^2, & k_1 < k < k_2 \\ \vdots & \\ \sigma_N^2, & k_N < k < T \end{cases} \quad (3)$$

2.2. DECO-GARCH 모형

본 연구는 미국과 아시아 주식시장 간의 동상관관계를 추정하기 위해 변동성의 특징을 반영하는 모형을 제시할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 DECO-GARCH 모형을 이용하였다.

우선 시계열 수익률의 자기상관성(auto-correlation)을 고려하여 평균방정식(mean equation)에 AR(1) 과정을 갖는다고 가정하였다.

$$r_t = \mu + \psi_1 r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t \in N \quad \text{with} \quad u_t = \varepsilon_t \sqrt{h_{ii,t}} = D_t^{-1} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid. N(0, I_n) \quad (4)$$

여기서 r_t 는 $(n \times 1)$ 의 수익률 시계열 벡터이며, ψ_1 는 AR(1)의 계수를 나타낸다. ε_t 는 $(n \times 1)$ 의 오차항 벡터이며 서로 독립적이고 동일한 확률 분포를 따른다고 (independent and identically distributed) 가정한다. $h_{ii,t}$ 는 비음수(non-negativity) 조건의 조건부 분산(conditional variance)의 제곱근을 의미한다. D_t^{-1} 는 조건부 분산의 $(n \times n)$ 대각행렬이며, I_n 은 $(n \times n)$ 항등행렬을 의미한다. Bollerslev(1986)의 단순 GARCH (p, q) 모형을 통해 나타낸 시계열의 조건부 분산방정식은 다음과 같다.

$$h_{i,t} = \omega + \alpha \varepsilon_{ii,t-1}^2 + \beta h_{ii,t-1} \quad (5)$$

여기서 $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ 비음수 조건을 갖고 있으며, α 와 β 는 각각 시간가변성과 변동성 군집성을 나타낸다. 식 (5)에서는 $(\alpha + \beta)$ 의 값은 조건부 분산의 변동성 지속성을 나타내며 1에 근접하는 것은 금융 시계열의 변동성 지속성이 큰 값을 갖는 것을 의미한다.

한편 본 연구에서는 변동성 전이효과를 분석하기 위해 동적 조건부 동상관관계를 추정하는 Engle and Kelly(2012)의 DECO 모형을 이용하였다. 우선 DECO 모형을 설명하기 전에 Engle(2002)의 DCC 모형의 전개과정을 설명한다. 우선 DCC 모형의 잔차의 조건부 분산-공분산 행렬(variance-covariance matrix) H_t 는 다음과 같이 정의된다.

$$H_t = D_t^{1/2} \Gamma_t D_t^{1/2} = (\rho_{ij,t}^{dcc} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}) \quad (6)$$

D_t 는 조건부 분산의 $(n \times n)$ 대각행렬이며, Γ_t 는 (2×2) 시간 가변적 조건부 상관 계수행렬(time varying correlation matrix)이고, 다음과 같이 주어진다.

$$\Gamma_t = (diag(Q_t))^{-1/2} Q_t (diag(Q_t))^{-1/2} \quad (7)$$

여기서 Q_t 는 (2×2) 대칭인 양정부호행렬(symmetric positive definite matrix)이며 시간 가변 조건부 상관관계의 동태적인 움직임을 묘사하며 표준화된 잔차의 제

곱(squared residuals) $(u_{ij,t} = \varepsilon_{ij,t} / \sqrt{h_{ij,t}})$ 에 의존하게 된다. 그리고 다음과 같은 식으로 주어진다.

$$Q_t = (1 - \alpha_{dcc} - \beta_{dcc})\bar{Q} + \alpha_{dcc}(u_{t-1}u'_{t-1}) + \beta_{dcc}Q_{t-1} \quad (8)$$

여기서 $\alpha_{dcc} > 0$, $\beta_{dcc} > 0$, $\alpha_{dcc} + \beta_{dcc} < 1$ 는 과거 표준화된 충격과 조건부 상관계수가 현재의 조건부 상관계수의 영향을 미치는 효과를 파악하기 위한 조건이다. α_{dcc} 를 통해 조건부 상관계수의 시간 가변성의 조건을, β_{dcc} 를 통해 조건부 상관계수의 군집성을 그리고 $(\alpha_{dcc} + \beta_{dcc})$ 의 값을 통해 조건부 상관계수의 지속성을 알 수 있다. \bar{Q} 는 비조건부 분산행렬(unconditional variance matrix)이다.

$$q_{ij,t} = (1 - \alpha_{dcc} - \beta_{dcc})\bar{\rho}_{ij,t}^{dcc} + \alpha_{dcc}(u_{t-1}u'_{t-1}) + \beta_{dcc}\rho_{ij,t}^{dcc} \quad (9)$$

$q_{ij,t}$ 는 표준화된 조건부 분산 행렬 Q_t 의 i 와 j 번째 요소를 나타내며 이를 통해 조건부 상관계수 $\rho_{ij,t}^{dcc}$ 가 도출된다.

$$\rho_{ij,t}^{dcc} = q_{ij,t} / \sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}} \quad (10)$$

DCC 모형은 다수의 시계열을 대상으로 하는 조건부 상관계수를 추정하는 데 수 많은 절차와 계산상의 어려움이 존재한다. 따라서 조건부 상관계수의 계산문제를 간편하게 다루고 매 특정 시점에서 모든 수익률 간의 상관성은 동일하면서 시간에 따라 변동한다는 것을 가정하는 방식의 하나의 동상관계수를 이용한 Engle and Kelly(2012)의 DECO 모형은 DCC 모형의 단점을 보완한 모형이다. DECO 모형에서 행렬 R_t 는 $(n \times 1)$ 확률변수에 대한 벡터의 동상관계수 행렬로 양정치환의 형태로 나타날 수 있다.

$$R_t = (1 - \rho_t)I_n + \rho_t J_n \quad (11)$$

여기서 ρ_t 는 동상관계수, I_n 은 $(n \times n)$ 의 단위행렬, 그리고 J_n 은 모든 원소가 1로 이루어진 $(n \times n)$ 행렬이다. 이때 동상관계수의 행렬 R_t 의 역행렬 R_t^{-1} 와 결정계수 $\det(R_t)$ 는 다음과 같다.

$$R_t^{-1} = \frac{1}{1-\rho_t} [I_n - \frac{\rho_t}{1+(n-1)\rho_t} \cdot J_n] \quad (12)$$

$$\det(R_t) = (1-\rho_t)^{n-1} [1 + (n-1) \cdot \rho_t] \quad (13)$$

여기서 R_t^{-1} 은 $\rho_t \neq 1$ 이거나 $\rho_t \neq \frac{-1}{n-1}$ 일 때 값을 취할 수 있으며 R_t 는 $\rho_t \in \left(\frac{-1}{n-1}, 1\right)$ 일 때 양(+)의 값을 취할 수 있다. 한편 $(n \times 1)$ 벡터의 수익률 시계열 (\tilde{r}_t) 는 $var_{t-1}(\tilde{r}_t) = D_t R_t D_t$ 의 조건을 충족시킬 때 동적 동상관계수 모형을 따른다. 여기서 D_t 는 (\tilde{r}_t) 의 조건부 표준편차의 대각행렬이다. 이때 동상관계수 ρ_t 는 일반적으로 시간에 따라 변동하는 함수이다.

기본적으로 동상관계수 ρ_t 의 해석은 DCC 모형에서 가져왔는데 따라서 표준화된 잔차의 조건부 분산의 행렬 Q_t 와 표준화된 조건부 상관계수의 행렬 R_t^{dcc} 는 다음과 같다.

$$Q_t = (1 - \alpha_{dcc} - \beta_{dcc}) \bar{Q} + \alpha_{dcc} (u_{t-1} u_{t-1}') + \beta_{dcc} Q_{t-1} \quad (14)$$

$$R_t^{dcc} = (diag(Q_t))^{-1} Q_t (diag(Q_t))^{-1} \quad (15)$$

이때 $(diag(Q_t))$ 는 표준화된 잔차의 조건부 분산의 행렬 Q_t 의 비대각 행렬요소를 0으로 대치한 것이다. 동상관계수 ρ_t 를 표준화된 조건부 상관계수의 행렬 R_t^{dcc} 의 비대각요소 쌍의 평균 값으로 설정하여 DCC 모형을 동상관계수의 모형으로 변형하면 다음과 같은 조건부 동상관계수 $\rho_{i,j,t}^{deco}$ 를 추정할 수 있다.

$$R_t^{deco} = (1 - \rho_t) I_n + \rho_t J_{n \times n} \quad (16)$$

$$\rho_{i,j,t}^{deco} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i \neq j} \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t} q_{j,j,t}}} \quad (17)$$

여기서 $q_{i,j,t} = \rho_{i,j,t}^{deco} + \alpha_{deco} (u_{i,t-1} u_{j,t-1} - \rho_{i,j,t}^{deco}) + \beta_{deco} (q_{i,j,t} - \rho_{i,j,t}^{deco})$ 는 Q_t 행렬의 i,j 번째 요소이다. 그리고 $\alpha_{dcc} > 0$, $\beta_{dcc} > 0$, $\alpha_{dcc} + \beta_{dcc} < 1$ 는 과거 표준화된 충격과 조건부 동상관계수가 현재의 조건부 동상관계수의 영향을 미치는 효과를 파악하기 위한 조건이다. α_{dcc} 를 통해 조건부 동상관계수의 시간 가변성의 조건을, β_{dcc} 를 통해 조건부

동상관계수의 군집성을 그리고 $(\alpha_{dcc} + \beta_{dcc})$ 의 값을 통해 조건부 동상관계수의 지속성을 알 수 있다.

한편 본 연구는 Baillie and Bollerslev(1989)의 Student-t 분포를 이용하였다. 금융 시계열은 정규분포(normal distribution)를 따르지 않기 때문에 잔차항(residual)이 비정규분포(irregular distribution)를 따른다고 가정하는 것이 조건부 분산을 추정하는데 정확도를 높이는 방법이 된다. 그리고 DECO-GARCH 모형의 계수들은 QMLE(quasi-maximum likelihood estimation)방법을 사용하여 추정할 수 있다. 이때 로그우도함수(log likelihood function)는 다음과 같다.

$$I_t(\theta, \Phi) = \frac{1}{2} \left[\sum_{t=1}^T (\log(2\pi) + \log(1 - \rho_t)^{n-1} [1 + (n-1)\rho_t] + \frac{1}{1 - \rho_t} [\sum_i (r_{i,t}^2) - \frac{\rho_t}{1 + (n-1)\rho_t} (\sum_i r_{i,t}^2)^2] \right] \quad (18)$$

여기서 n 은 수익률 시계열의 수, 시간 가변적인 동상관계수 ρ_t 는 식(17)을 따른다. 로그우도함수는 2단계 추정과정을 거치며 첫 번째 단계에서는 각각의 시계열 수익률 $(\widetilde{r}_{i,t})$ 에서 일변량 GARCH 모형을 추정하는 것이다. 두 번째 단계에서는 첫 번째 단계에서 추정된 계수들을 시간 가변적인 동상관계수 ρ_t 의 모수 추정치를 획득하는 것이다.

동상관계수를 추정하는 DECO 모형의 장점을 정리하면 다음과 같다. DCC 모형에서는 조건부 상관행렬은 모든 시기에 대해 기록되고 역행렬을 구하여야 하며 그 결정계수도 계산되어야 한다. 전체 표본기간 T 가 있을 때 T 회의 역행렬 전환과 결정계수 계산은 수많은 절차가 반복되어야 한다. 이는 수익률 시계열의 수가 적더라도 불리하고 매우 큰 규모의 수익률 시계열을 다룰 경우는 DCC 모형을 적용시키는 것이 거의 불가능하다. 반면 DECO 모형은 매 시기별로 스칼라 값을 갖는 동상관 모순만이 기록하고 동상관의 가정 하에서 공분산행렬의 결정계수와 역행렬 계산이 간편하다는 장점을 가지고 있다. 따라서 매우 큰 규모의 수익률 시계열의 로그우도함수의 최적화를 도출하는데 있어 매우 적합하다. 구체적으로 시간 가변 동상관계수 ρ_t 가 식(18)과 같은 과정을 따를 때 계산과정은 단순해지며 역행렬 계산과 결정계수 계산은 불필요해진다. 그리고 DCC 모형보다 더 단순한 우도함수를 갖기 때문에 대규모 수익률 시리즈를 추정 하면서 원래의 DCC 모형과 일치하는 QMLE 추정량을 유지하는 속성을 가지고 있다(Engle and Kelly, 2012).

2.3. 전이지수 모형

본 연구에서는 Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화 예측오차 분산분해 (generalized forecast error variance decomposition)를 적용한 Diebold and Yilmaz(2012)의 전이효과지수모형을 이용하여 미국 및 아시아 주식시장 간 변동성 전이효과를 분석한다. 먼저 n 개의 약안정시계열(covariance stationary)로 구성된 벡터를 Y_t 에 대한 벡터자귀회귀모형 $VAR(p)$ 는 다음과 같다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

여기서 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})'$ 는 내생변수들의 $(n \times 1)$ 벡터이며 $\{\phi_i, i = 1, 2, \dots, p\}$ 는 $(n \times n)$ 계수행렬이다. 약안정성(covariance stationary) 가정하에 식(19)은 무한 차수의 벡터이동평균(vector moving average : VMA)으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (20)$$

여기서 $(n \times n)$ 계수행렬 A_i 는 $A_i = \phi_1 A_{i-1} + \phi_2 A_{i-2} + \dots + \phi_p A_{i-p}$ 의 반복대입을 통해 얻을 수 있다. A_0 은 $(n \times n)$ 항등행렬(identity matrix)이며 $i < 0$ 인 경우 $A_i = 0$ 이다. $t-1$ 시점에서 이용 가능한 정보 하에서 Y_t 의 s 기간 이후에 대한 예측오차는 식(21)과 같이 표현되며 예측오차 $\xi_{t,s}$ 의 공분산 행렬 $Cov(\xi_{t,s})$ 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\xi_{t,s} = \sum_{h=0}^s A_h \varepsilon_{t+s-h-1} \quad (21)$$

$$Cov(\xi_{t,s}) = \sum_{h=0}^s A_h \Sigma A_h' \quad (22)$$

전통적으로 i 번째 변수와 관련된 예측오차 공분산행렬 i 번째 대각요소는 $\sum_{h=0}^s (e_i' A_h P e_j')^2, j = 1, 2, \dots, m$ 이며 m 개의 항으로 분해된다. 여기서 P 는 쉐레스키(Cholesky) 인자이고 e_i 는 i 번째 원소만 1이고 나머지는 0인 벡터이다. s 기간 예측에서 각 주식시장의 변동성 Y_{it} 와 관련된 전체분산을 이용하여 표준화시켜 식(23)과 같은 대각화(orthogonalization) 예측오차 분산분해를 구할 수 있다.

$$\theta_{ij,s} = \frac{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h P e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h P e_i)}, i, j = 1, 2, \dots, n \quad (23)$$

여기서 $\theta_{ij,s}$ 는 j 번째 변수의 대각화된 이노베이션이 i 번째 변수의 s 기간 예측오차분산을 설명하는 정도이다. 그러나 대각화 분산분해에 의하면 첫 번째 시장의 충격은 다른 모든 시장에 즉각적으로 영향을 주나, 두 번째 시장은 첫 번째 시장을 제외한 나머지 시장에만 즉각적 영향을 주며 세 번째 시장은 다른 두 시장에 즉각적 영향을 전혀 주지 않는다고 제약한다. 따라서 변수의 나열순위에 따라 결과가 확연히 바뀌는 문제점이 있다. 이에 Bernanke(1986), Sims(1986), Blanchard and Quah(1989) 등은 경제이론에 근거하여 사전적 제약을 가하는 구조적 VAR을 제안하였으나 본 연구와 같이 영향력 우선순위를 규정할만한 이론적 근거가 없을 경우 여전히 문제가 된다. 한편 Pesaran and Shin(1998)은 다른 방법으로 일반화 예측오차 분산분해를 제안하였다. 일반화 예측오차 분산분해는 대각화되지 않은 충격 $(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s})$ 을 사용하여 충격들 간의 동시차 상관관계를 허용하는 것이며 충격 $(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s})$ 의 정보 아래에서 다음과 같은 식을 구할 수 있다.

$$E(\varepsilon_{t+s-h} | \varepsilon_{i,t+s-h}) = (\sigma_{ii}^{-1} \Sigma e_i) \varepsilon_{i,t+s-h}, h = 0, 1, \dots, s, i = 1, 2, \dots, n \quad (24)$$

여기서 σ_{ii} 는 Σ 의 i 번째 주대각원소이다. 이에 식 (21)의 예측오차 $\xi_{t,s}$ 는 다음과 같이 재정의 할 수 있다.

$$\xi_{t,s}^{(i)} = \sum_{h=0}^s A_h (\varepsilon_{t+s-h} - \sigma_{ii}^{-1} \Sigma e_i \varepsilon_{i,t+s-h}) \quad (25)$$

따라서 새로운 조건부 예측오차 공분산행렬은 다음과 같다.

$$COV(\xi_{t,s}^{(i)}) = \sum_{h=0}^s A_h \Sigma A_h' - \sigma_{ii}^{-1} (A_h \Sigma e_i e_i' \Sigma A_h') \quad (26)$$

식 (26)은 식 (22)와 비교하여 i 번째 변수의 미래 충격 $(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s})$ 에 대한 s 기간 예측오차분산이 $\sigma_{ii}^{-1} (\sum_{h=0}^s A_h \Sigma e_i e_i' \Sigma A_h')$ 만큼 감소함을 확인할 수 있다. 여기서

대각화 분산분해의 경우처럼 j 번째 변동성 대각원소를 변동성 Y_{it} 의 전체 예측오차 분산에 의하여 표준화 할 수 있으며 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\theta_{i,j,s}^g = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^s (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)}, i, j = 1, 2, \dots, n \quad (27)$$

식 (27)은 Pesaran and Shin(1998)에 의하여 일반화 예측오차 분산분해이며 대각화 분산분해와 달리 충격들 사이의 공분산이 제로가 아니라면 $\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g \neq 1$ 이 된다.

한편 본 연구는 Diebold and Yilmaz(2012)가 예측오차 분산분해에 기초하여 개발한 전이지수(spillover index) 개념을 이용한다. Diebold and Yilmaz(2012)는 s 기간 예측오차 분산에서 자기충격에 의해 설명되는 부분과 타 변수의 충격에 의해 설명되는 부분을 나누고 이를 각각 자기분산비율(own variance share)과 교차분산비율(cross variance share)이라고 정의한다. 여기서 교차분산비율이 전이효과(spillover)로 간주된다. 이때 $\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g \neq 1$ 이므로 다음과 같이 분산분해 행렬을 $\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g$ 로 나눠줌으로서 표준화한다.

$$\tilde{\theta}_{i,j,s}^g = \frac{\theta_{i,j,s}^g}{\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g} \quad (28)$$

표준화에 의해 $\sum_{j=1}^n \tilde{\theta}_{i,j,s}^g = 1$ 이며, $\sum_{i,j=1}^n \tilde{\theta}_{i,j,s}^g = n$ 이 된다. 따라서 총전이지수(total spillover index) SP^{total} 은 다음과 같이 정의되며, 전체 예측오차분산 중 다른 변수들의 충격에 의해 설명되는 비중을 의미한다.

$$SP^{total} = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^n \tilde{\theta}_{i,j,s}^g}{\sum_{j=1}^n \theta_{i,j,s}^g} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^n \tilde{\theta}_{i,j,s}^g}{n} \times 100 \quad (28)$$

여기서, 일반화된 분산분해 행렬의 요소들을 이용하여 방향성 전이효과(directional spillover)를 계산할 수 있다. 즉, 시장 i 의 변동성이 다른 모든 시장 j 의 변동성의 충격을 설명하는 비중을 다음과 같이 나타낼 수 있다. 시장 i 의 유입 전이효과(spillover from others) SP^{from} 은 다음과 같다.

$$SP^{from} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \tilde{\theta}_{i,j,s}^g \times 100 \quad (29)$$

각 시장 i 의 변동성의 충격이 다른 시장 j 의 변동성의 예측오차분산에 미치는 영향을 다음과 같이 나타낼 수 있다. 시장 j 변동성의 유출전이효과(spillover to others) SP^{to} 는 다음과 같다.

$$SP^{to} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \tilde{\theta}_{j,i,s}^g \times 100 \quad (30)$$

모든 다른 시장 j 에 대한 시장 i 의 순전이효과(net spillover effect)는 다음과 같이 계산할 수 있다. 순전이효과는 단지 다른 시장으로부터 받은 영향과 다른 시장에 미친 영향의 차이이다.

$$SP^{net} = SP^{from} - SP^{to} \quad (31)$$

순 변동성 전이효과가 양(+)이면 이는 다른 시장들에 주도적으로 영향을 미치는 것을 의미하며, 음(-)의 경우 다른 시장들에 대한 영향을 더 많이 받는다는 것을 의미한다.

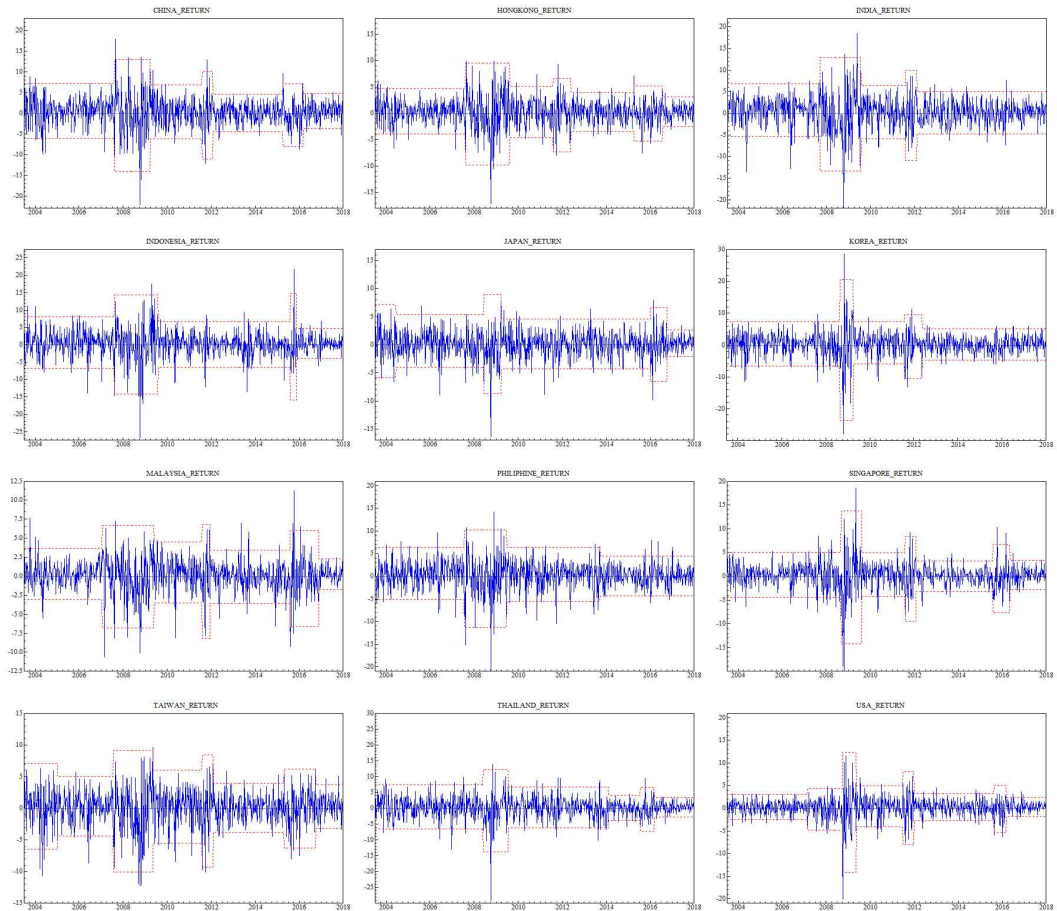
III. 표본자료 및 기초통계량 분석

본 연구의 분석 자료로 미국 및 아시아주식시장의 MSCI 지수¹⁾를 이용하였다. 각

1) 국가별 주가지수를 실증분석에 이용했을 경우 화폐단위가 통일되지 않기 때문에 인플레이션 및 환율변동에 따른 문제점이 발생할 수 있다. 따라서 주가지수를 달러 단위로 통일 하여 환산할 필요

데이터들의 출처는 Datastream에서 가져왔으며 분석 기간은 2003년 1월 3일부터 2017년 12월 28일까지의 주간 자료를 이용하였다. 시계열의 정상성(stationary)을 확보하기 위해 자연로그 차분을 취한 로그 수익률(logarithmic returns)로 변환하여 분석에 사용하였다.

<그림 1> 미국 및 아시아 주식시장의 수익률 그래프



<그림 1>은 미국 및 아시아 주식시장을 ICSS 알고리즘으로 추정한 급변구간을 고려한 시간 가변적인 수익률의 추이로 나타낸 것이다. 급변시점이 발생하는 시점을 전후하여 표준편차의 크기가 변화하며 이러한 변화를 빨간색 점선으로 표기하여 나타냈다. 대체적으로 큰 시기와 안정적인 시기가 교대하면서 나타나고 있으며 2008년 글로벌 금융위기, 2010년 유로존 재정위기 그리고 2015년의 금융위기 시기에 변동성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 대체적으로 이들 시기에 수익률의

성이 존재한다(Arouri et al., 2011, 2012; Mensi et al., 2015; 강상훈·윤성민, 2014, 2016; 노현승·강상훈, 2015, 김형태·윤성민, 2018).

표준편차가 큰 급변구간이라는 것을 확인할 수 있다. 따라서 미국과 아시아 주식시장에 시간 가변성(time-varying)이 존재한다는 것을 알 수 있으며 큰 충격이 발생했을 때 연속적으로 이어지는 변동성 군집성(volatility clustering)이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

<표 1>은 미국 및 아시아 주식시장 수익률의 기초통계량과 단위근 검정을 요약한 것이다. Panel A의 기초 통계량에서는 수익률의 평균값은 거의 0에 가까우며 모두 양(+)의 값을 가진다. 표준편차는 미국주식시장이 가장 작고 아시아 주식시장 중에는 말레이시아 주식시장이 가장 작다는 것을 확인할 수 있다. 반면에 인도네시아 주식시장은 표준편차가 가장 크게 나타났는데 이는 인도네시아 주식시장이 가격 변동이 더 심한 위험한 시장이라는 것을 의미한다. 왜도는 모든 주식 시장이 음(-)의 값을 가지면서 꼬리가 왼쪽으로 치우친 분포라는 것을 확인할 수 있다. 또한 모든 시장의 수익률에 정규분포가 존재하는지를 확인하기 위해 첨도와 자크베라 검정을 이용하였는데 첨도 값이 정규분포의 첨도 값인 3을 넘어가며 자크베라 검정의 귀무가설인 “수익률 시계열의 정규분포가 존재한다”는 가정을 1% 유의수준에서 기각하게 되면서 정규분포가 존재하지 않는다는 것을 확인할 수 있다. 이는 미국과 아시아 주식시장의 수익률이 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다. 수익률 시계열의 잔차의 자기 상관을 알아보기 위해 시차 25의 Ljung-Box $Q^2(25)$ 통계량을 계산하였다. 그 결과 모든 시장의 수익률에는 자기 상관이 존재한다는 것을 알 수 있다. 또한 ARCH-LM(10)의 검정결과를 보면 모든 시장의 수익률에는 이분산이 존재하는 것을 알 수 있다.

Panel B는 단위근 검정(unit root test) 결과를 나타낸 것이다. 본 연구에서는 수익률 시계열의 안정성을 검정하기 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller), PP(Phillips and Perron) KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin)검정을 이용하였다. ADF 검정 및 PP 검정 통계량의 결과는 모든 시장의 수익률은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각을 하며, KPSS 검정의 경우 모든 시장의 수익률에 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 따라서 단위근 검정 결과 모든 시장의 수익률에는 단위근이 존재하지 않고 정상성을 가진다는 것을 확인할 수 있다.

<표 1> 국제원유시장 및 동아시아 주식시장 수익률의 기초통계량과 단위근 검정

	CHINA	HONG KONG	INDIA	INDONESIA	JAPAN	KOREA	MALAYSIA	PHILIPHINE	SINGAPORE	TAIWAN	THAILAND	USA
Panel A : Descriptive statistics												
Mean	0.2233	0.1679	0.2391	0.2611	0.0980	0.1895	0.1066	0.2365	0.1352	0.1019	0.2051	0.1349
Std. Dev.	3.6870	2.7266	3.6416	4.1243	2.5082	3.9033	2.2907	3.2153	2.8570	3.0007	3.4645	2.2849
Skewness	-0.3265	-0.3826	-0.5115	-0.5139	-0.5928	-0.4937	-0.3786	-0.6470	-0.4600	-0.6107	-0.8246	-1.0416
Kurtosis	6.2854	6.0391	6.5262	8.0551	6.0924	11.7483	5.9607	7.0115	11.4925	4.5579	10.3659	13.6262
Jarque-Bera	353.440***	309.378***	424.633***	838.218***	345.507***	2441.50***	294.186***	559.664***	2298.52***	123.449***	1794.74***	3693.55***
$Q^2(25)$	303.152***	479.430***	409.452***	223.402***	83.6408***	540.972***	128.677***	166.751***	333.96***	421.191***	96.6198***	387.429***
ARCH(10)	9.0948***	19.819***	14.402***	10.665***	5.0037***	33.868***	5.5921***	7.3602***	18.165***	16.903***	6.6428***	18.156***
Panel B : Unit root test												
ADF	-28.0921***	-27.1087***	-16.4755***	-28.5676***	-29.0377***	-28.4812***	-25.9761***	-28.7947***	-17.2344***	-28.9693***	-28.0984***	-29.2975***
PP	-28.1090***	-27.2595***	-25.8565***	-28.6207***	-29.0199***	-28.4992***	-26.1249***	-28.7821***	-27.0473***	-29.0691***	-28.1400***	-29.3148***
KPSS	0.1649	0.0812	0.2082	0.2112	0.1341	0.1082	0.2426	0.1171	0.1548	0.0404	0.0841	0.1288

Notes: J-B and $Q^2(25)$ refer to the calculated statistics of the Jarque - Bera test for normality and the Ljung - Box test for autocorrelation, respectively; the ARCH(10) test of Engle(1982) checks for the presence of ARCH effects; *** denotes the rejection of the null hypotheses of normality, no autocorrelation, and conditional homoscedasticity at the 1% significance level. The results of two kinds of unit root test for log return ; ADF and PP tests are the calculated statistics of the Augmented Dickey and Fuller(1979) and the Phillips and Perron(1988) unit root tests, respectively; The results of three kinds of unit root test for log levels and their first differences; ADF, PP, and KPSS are the calculated statistics of the Augmented Dickey and Fuller(1979), the Phillips and Perron(1988) unit root tests, and the Kwiatkowski et al.(1992) stationarity test, respectively; *** indicates rejection of the null hypothesis of unit root(ADF and PP tests) and of stationarity(KPSS test) at the 1% significance level.

IV. 실증분석결과

4.1. DECO-GARCH 모형의 분석결과

본 연구는 DECO-GARCH 모형을 추정하여 미국 과 아시아 주식시장의 변동성의 특징을 분석하였으며 동상관관계 분석을 통해 변동성 전이효과가 어떻게 나타나는지 분석하였다. DECO-GARCH 모형의 분석결과는 <표 2>에 제시되어 있다.

Panel A의 단변량 GARCH 모형의 추정결과를 보면 평균방정식의 AR(1) 변수는 인도, 일본 및 미국주식시장을 제외하고 유의하지 않은 값을 가지는 것으로 나타났다. 분산방정식의 시간가변성을 나타내는 ARCH 항, 변동성 군집성을 나타내는 GARCH 항은 모두 1% 유의한 수준에서 양(+)의 값을 가지고 있다. 또한 $(\alpha + \beta)$ 의 값은 모두 1보다 작아 미국과 아시아 주식시장의 조건부 분산은 변동성 지속성의 조건을 만족하고 있다.

Panel B의 DECO 모형의 분석결과를 설명하자면 조건부 동상관계수의 평균값은 0.5444로 표본기간 전체에 걸쳐서 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 가지는 것을 확인할 수 있다. 그리고 동상관관계의 시간가변성과 군집성을 나타내는 α_{deco} 와 β_{deco} 의 값은 1% 수준에서 양(+)의 유의한 값을 가지고 있다. 또한 $(\alpha_{deco} + \beta_{deco})$ 의 값은 1보다 작아 동상관관계의 지속성의 조건을 만족하고 있다. Student-t 분포의 자유도의 추정 값 DF 는 모든 시장에서 2보다 크고 1% 수준에서 유의하다는 것을 나타내고 있다. 이는 DECO-GARCH 모형의 표준화 잔차는 비정규분포를 따른다는 것을 알 수 있다.

한편 모형의 안정성을 검정하기 위해 GARCH 모형에는 25시차의 Ljung-box $Q(25)$ 및 $Q^2(25)$ 통계량을, DECO모형에는 $Hosking^2(25)$ 통계량과 $Meleod-Li^2(25)$ 통계량을 이용하였다²⁾. Panel C의 검정결과에서 GARCH 모형과 DECO 모형에는 자기상관이 존재하지 않아 모형의 안정성을 충족시킨다는 것을 확인할 수 있었는데 이는 본 연구에 사용된 모형이 잘못된 것이 아니라는 것을 알 수 있다.

2) 다변량 통계량은 Hosking(1980, 1981)과 McLeod and Li(1981)이 단변량 Ljung-Box Q통계량을 일반화한 것이며, 다변량 시계열 변수들 간의 횡단 상관관계수 행렬(cross correlation matrix)들이 특정한 시차까지 존재하는가에 대한 유무를 검정하는 데 이용된다. 이때 횡단 시계열 상관성이 없다는 귀무가설을 기각시키지 못하면 모형의 안정성은 충족된다고 할 수 있다.

<표 2> DECO-GARCH(1,1) 모형 분석결과

	CHINA	HONG KONG	INDIA	INDONESIA	JAPAN	KOREA	MALAYSIA	PHILIPPINE	SINGAPORE	TAIWAN	THAILAND
Panel A : Estimates of univariate AR(1)–GARCH(1,1) model											
Constant(M)	0.3052***	0.2410***	0.3649	0.2969**	0.1750**	0.2516**	0.1506**	0.2686***	0.2142***	0.1859**	0.2921***
	(0.1029)	(0.0781)	(0.1196)	(0.1253)	(0.0791)	(0.1095)	(0.0772)	(0.1047)	(0.0827)	(0.0870)	(0.1127)
AR(1)	−0.0430	−0.0026	0.0719*	−0.0508	−0.0732*	−0.0342	0.0496	−0.0234	0.0514	−0.0478	−0.0137
	(0.0397)	(0.0395)	(0.0377)	(0.0460)	(0.0392)	(0.0415)	(0.0468)	(0.0389)	(0.0385)	(0.0360)	(0.0397)
Constant(V)	0.2546***	0.1233*	0.4559*	1.0018***	0.6277	0.8162*	0.1666*	0.1136	0.1222	0.1865**	0.0919
	(0.1387)	(0.0736)	(0.2744)	(0.6730)	(0.3972)	(0.4307)	(0.0973)	(0.1011)	(0.0742)	(0.0909)	(0.1180)
ARCH(α)	0.1003***	0.0863***	0.1351***	0.1699***	0.1343**	0.1512***	0.1365***	0.0699***	0.1251***	0.0925***	0.0853***
	(0.0298)	(0.0286)	(0.0510)	(0.0613)	(0.0645)	(0.0475)	(0.0532)	(0.0269)	(0.0388)	(0.0223)	(0.0305)
GARCH(β)	0.8811***	0.8959***	0.8316***	0.7785***	0.7680***	0.7853***	0.8400***	0.9213***	0.8644***	0.8881***	0.9128***
	(0.0321)	(0.0317)	(0.0630)	(0.0841)	(0.1061)	(0.0715)	(0.0557)	(0.0282)	(0.0376)	(0.0239)	(0.0269)
Panel B : Estimates of the DECO model											
$Corr_{ij}$	0.5444***										
	(0.0289)										
α_{deco}	0.0584***										
	(0.0128)										
β_{deco}	0.9134***										
	(0.0232)										
DF	11.9812***										
	(1.0419)										
Panel C : Diagnostic tests											
$Q(25)$	18.3919	41.4313	22.0065	32.9798	22.5971	23.4021	26.3136	14.0160	30.2217	19.1231	52.1810
	[0.8253]	[0.0206]	[0.6353]	[0.1315]	[0.6011]	[0.7983]	[0.6590]	[0.9615]	[0.2160]	[0.7911]	[0.0011]
$Q^2(25)$	31.6982	20.1804	16.6462	21.0652	12.3067	39.4225	13.5596	30.6428	15.5548	26.1795	28.5262
	[0.1669]	[0.7373]	[0.8942]	[0.6890]	[0.9839]	[0.0334]	[0.9688]	[0.2011]	[0.9274]	[0.3981]	[0.2842]
$Hosking^2(25)$	3684.27										
	[0.1546]										
$Meleod-Li^2(25)$	3686.28										
	[0.1491]										

Notes: $Q(25)$ and $Q^2(25)$ are the Ljung-Box test statistics applied to the standard residuals and the squared standardized residuals, respectively; and multivariate Portmanteau statistics test the null hypothesis of no serial correlation in squared standardized residuals(25 lags). p-values are in brackets, and standard errors are in parentheses. *,**,*** Indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels.

4.2. 구조변동을 고려한 시간 가변적인 동상관계수 분석 결과

<표 3>는 미국 및 아시아 주식시장의 공통의 구조변동구간을 구하기 위해 ICSS 알고리즘을 이용해서 추정된 각 시계열의 급변점 및 선행연구들의 급변점을 참고하여 공통의 구조변동구간과 그 기간에 일어난 사건들을 정리한 것이다.

<표 3> 공통의 구조변동 구간 및 기간 추정

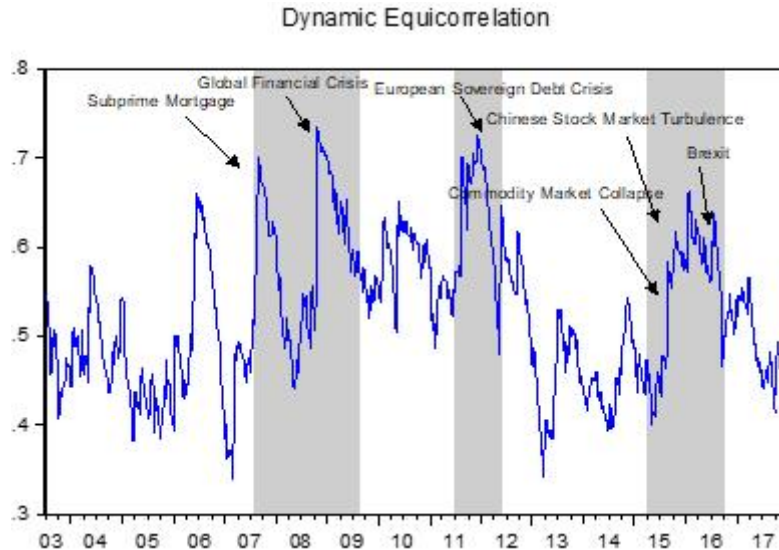
공통의 구조변동구간에 일어난 사건	기간
서브프라임 모기지 사태 및 글로벌 금융위기	2007/07/27~2009/08/27
유로존 재정위기	2011/07/01~2012/05/18
중국 주식시장 급락 및 브렉시트	2015/04/03~2016/09/23

Note: Prior studies suggest that similar economic and financial events significantly affect stock markets (Dimitriou et al., 2013; Chkili et al., 2014; Kang and Yoon, 2016, Ewing and Malik, 2016; Mensi et al., 2017). Fig is dynamic equicorrelation among stock markets. Shading of Figure denote the global financial crisis (2007/07/27~2009/08/07), European debt crisis (2011/07/01~2012/05/18) and other crises(2015~2016 Chinese stock market turbulence and Brexit)(2015/04/03~2016/09/23).

최근 중요한 정치, 사회 및 경제적인 사건들은 금융시장의 변동성에 영향을 미치고 있다. 이러한 구조변동은 미국과 아시아 주식시장 간의 변동성 전이효과를 설명하는데 중요한 역할을 한다.

<그림 3>은 DECO-GARCH 모형으로 추정한 미국 및 아시아 주식시장 간의 시간 가변 동상관계수의 그래프를 나타낸다. 미국 및 아시아 주식시장 간의 동상관계수는 시간에 따라 다른 형태를 지니고 있으며 음영으로 표시된 공통의 급변구간에서 다른 시기에 비해 매우 높거나 급격하게 상승하는 형태를 보이고 있다. 이는 글로벌 금융위기 같은 금융시장의 구조변동이 일어나면 미국 및 아시아 주식시장 간의 동상관관계를 증가시킨다는 것을 짐작할 수 있다. 그리고 미국 및 아시아 주식시장을 동시에 투자하는 금융투자자들에게 포트폴리오 구성의 수정이 필요하다는 것을 알려줄 수 있다. 다음 절에서 설명할 최적 포트폴리오 가중치 및 시간 가변적인 헷지 비율을 계산하는 것은 금융투자자들에게 중요한 관심거리라고 할 수 있다.

<그림 2> 미국 및 아시아 주식시장 간의 동상관계수 그래프



4.3. 전이지수 분석

본 연구에서는 Diebold and Yilmaz(2012)의 일반화된 VAR 모형에 기초한 전이지수모형을 이용하여 미국 및 아시아 주식시장의 변동성 전이효과를 설명하고자 한다. <표 3>은 미국 및 아시아 주식시장 변동성의 전이지수를 나타낸다. 표의 행은 다른 시장으로부터 받는 영향을 나타내고, 열은 다른 시장에게 주는 영향을 나타내며 지수의 단위는 퍼센트(%)이다. 그리고 행과 열의 끝(contribution from(to) others)은 각각의 시장이 다른 모든 시장에게 주는(받는) 영향을 합한 값이다. 총 전이지수는 각 시장별 주는(받는) 전이지수의 총합계를 12개 주식시장의 총 퍼센트(1200%)로 나눈 평균값이다.

변동성의 총 전이지수는 76.2%로 매우 높았는데 이는 미국 및 아시아 주식시장 간에는 상호 의존적인 영향이 크며 전체 시장에서의 상호의존적 영향이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후로 변동성의 상호의존성이 크게 나타났으며 특히 지역적인 상호의존성이 강하게 나타나고 있는 것으로 분석되었다.

각 시장별 영향을 보면 주로 홍콩(115.9%), 미국(112.3%), 중국(109%) 및 대만

(7.9%) 시장이 다른 시장보다 크게 영향을 주고 있으며 특히 홍콩과 중국주식시장 간에는 서로 주고 받는 영향이 10%를 넘는 모습이 보이며 다른 시장에 비해 좀 더 긴밀한 상호 의존적인 영향을 보이고 있다. 반대로 일본(87.9%), 말레이시아(90.1%), 필리핀(90.9%) 및 태국(91.3%)는 다른 시장에 비해 변동성 충격에 영향을 받는 시장이라 할 수 있다. 한편, 총 전이지수의 영향인 100%에서 변동성의 총 전이지수를 뺀 값(23.8%)은 자국 내의 충격에 의한 영향으로 설명할 수 있다. 총 전이지수에 비해 낮은 값을 보이는 것은 시장 간의 충격의 전이효과가 더욱 크게 작용하고 있다고 해석할 수 있다.

한편 주식시장 변동성 전이효과의 패턴을 분석하기 위해 100주 하위표본(window)을 이동 이동표본분석(rolling sample analysis)방법을 이용하여 분석하였다. 여기서는 고정된 100주 하위표본에서 시간에 따라 1주씩 구간을 이동하며 전이지수를 계산하다. <그림 3>은 변동성 전이효과 추세를 보여주는 전이지수 그래프를 제시하고 있다.

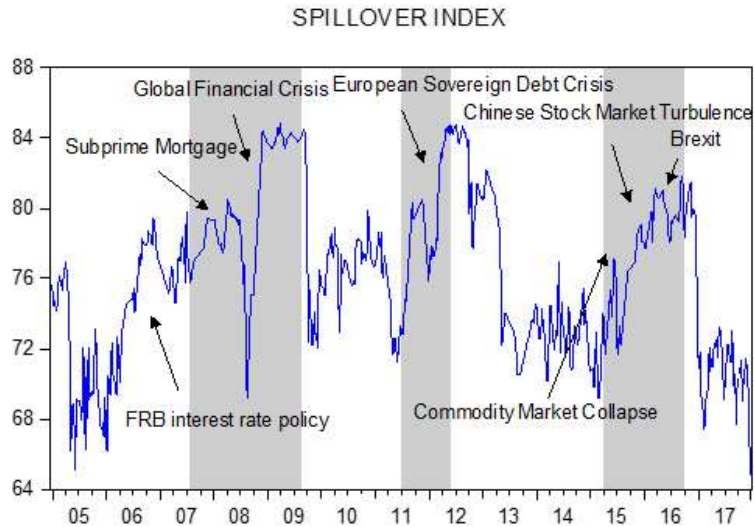
변동성 전이지수에 영향을 주는 정치 및 경제적인 사건을 살펴보면 서브프라임 모기지 사태, 글로벌 금융위기, 유로존 재정위기, 원자재 시장 급락, 중국 주식시장 급락 및 브렉시트 등이 있다. <그림 3>에서 변동성 전이지수는 주요한 거시경제 사건들에 의해서 패턴이 변화하며 특히 <표 3>에서 제시된 공통의 구조변동 구간에 변동성 전이지수가 급격하게 증가한다는 것을 알 수 있다. 결론적으로 최근의 금융위기가 미국 및 아시아 주식시장 간의 전이효과를 확대시키는 것으로 나타났다.

<표 4> 미국 및 아시아 주식시장 변동성 전이지수

	CHINA	HONG KONG	INDIA	INDONESIA	JAPAN	KOREA	MALAYSIA	PHILIPINE	SINGAPORE	TAIWAN	THAILAND	USA	From Others
CHINA	21.9	12.5	6.6	5.8	6.6	7.8	6.4	5.5	7.0	7.2	5.4	7.3	78.1
HK	12.3	21.8	6.1	5.5	5.5	7.0	6.3	4.8	8.7	8.2	6.6	7.2	78.2
INDIA	9.3	9.3	25.9	6.5	4.8	5.7	5.9	6.2	6.7	6.7	5.6	7.5	74.1
INDONESIA	6.3	6.7	6.9	22.6	4.8	7.6	8.5	9.5	7.5	7.3	5.6	6.6	77.4
JAPAN	7.1	8.5	6.2	5.2	25.9	8.7	4.6	5.0	6.9	8.6	5.9	7.3	74.1
KOREA	8.1	7.4	7.1	6.9	7.4	22.1	5.3	5.6	7.0	9.9	5.1	8.2	77.9
Malaysia	6.4	7.7	6.6	9.3	4.3	6.7	21.4	7.1	8.6	7.9	6.6	7.5	78.6
philiphine	7.7	8.1	6.9	8.0	4.9	7.0	7.0	23.4	7.8	6.5	6.2	6.5	76.6
SINGAPORE	8.4	9.8	6.4	7.7	5.9	7.4	8.1	7.4	17.1	8.1	6.2	7.6	82.9
TAIWAN	7.7	8.2	7.0	6.4	7.3	9.7	5.0	5.0	7.2	23.1	5.6	7.8	76.9
THAILAND	7.2	8.7	5.2	7.2	4.3	6.1	6.9	6.7	6.5	6.6	27.9	6.7	72.1
USA	6.6	7.2	6.8	5.1	6.1	7.4	4.8	4.8	6.6	7.7	4.6	32.3	67.7
Contribution to others	87.1	94.1	71.8	73.6	62.0	81.0	68.8	67.5	80.5	84.8	63.4	80.1	914.7
Contribution including own	109.0	115.9	97.7	96.2	87.9	103.2	90.1	90.9	97.6	107.9	91.3	112.3	Spillover Index
Net spillovers	9.0	15.9	-2.3	-3.8	-12.1	3.2	-9.9	-9.1	-2.4	7.9	-8.7	12.3	76.2

Notes: The underlying variance decomposition is based upon a weekly VAR of order 2 (as determined by the Schwarz information criterion), identified using a generalized VAR spillover framework by Diebold and Yilmaz (2012); the spillover index $(i,j)^{th}$ value is the estimated contribution to the variance of the 10-week-ahead portfolio return forecast error of i coming from innovations to the portfolio of market j.

<그림 3> 미국 및 아시아 주식시장 간의 전이지수 그래프

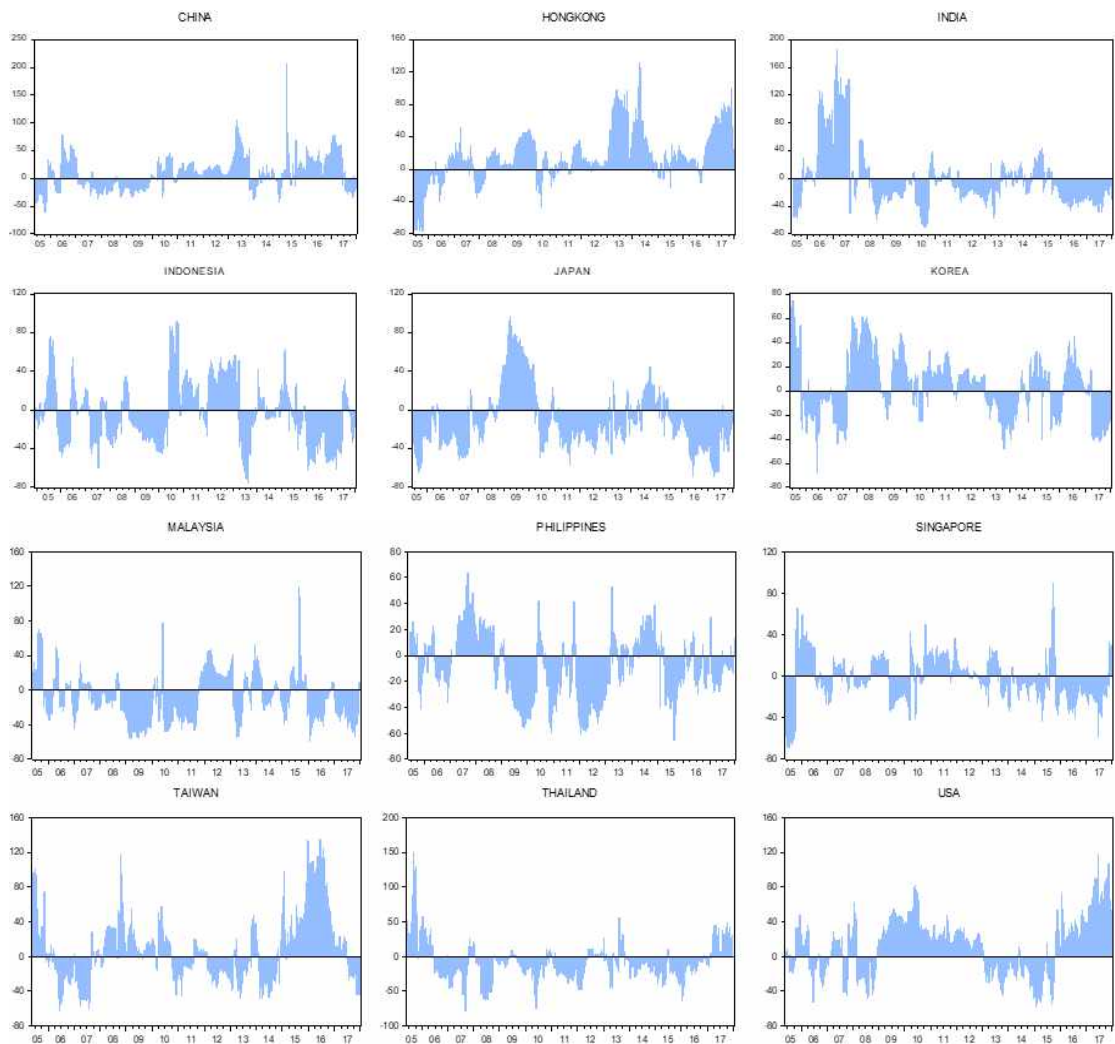


<그림 4>는 각 시장별로 전이효과의 방향성을 살펴보기 위해서 변동성 순전이지수(net spillover index)를 분석한 것을 나타내고 있다. 변동성 순전이지수(유출-유입)를 그래프로 나타냈으며, 다른 시장에게 주는(to) 영향에서 다른 시장으로부터 받는(from) 영향을 차감한 것이다. 즉, 순 변동성 전이효과가 양(+)이면 이는 다른 시장들에 주도적으로 영향을 미치는 것을 의미하며, 음(-)의 경우 다른 시장들에 대한 영향을 더 많이 받는다는 것을 의미한다.

대체적으로 글로벌 금융위기를 기점으로 양의 순전이효과를 보이는 시장은 중국, 홍콩, 한국, 대만, 미국 시장으로 이들 시장은 다른 시장에 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 특히 중화권 시장을 중심으로 순전이효과가 시간에 지남에 따라 증가하고 있는데 이는 전이효과에서 지역적인 요인이 중요한 부분을 차지하고 있다는 것으로 해석할 수 있다. 반면에 음(-)의 순 전이효과를 보이는 시장은 인도, 말레이시아, 필리핀, 태국시장으로 상대적으로 다른 시장에 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 일본 주식시장의 경우 글로벌 금융위기 시기에는 양(+)의 순 전이효과를 보이고 있지만 시간이 지남에 따라 음(-)의 순전이효과를 보이고 있다. 이는 2010년 이후로 아시아 신흥국 시장에 대한 일본 시장에 대한 영향이 감소된 것으로 판단된다. 요약하자면 전통적으로 미국의 영향을 받는 아시아 신흥국 시장들이 2008년 글

로벌 금융위기 이후로 중화권 주식시장을 중심으로 지역적인 요인에 의해서 상호 영향을 주고 있는 것으로 알 수 있다. 특히 중국의 급격한 경제성장을 바탕으로 자본 시장을 개방하고 이를 통해 중화권 주식시장의 영향력이 증대되는 것을 볼 수 있다.

<그림 4> 미국 및 아시아 주식시장 변동성 순전이지수 그래프



V. 결론

2000년대 이후에 주로 나타난 금융위기로 인해 주식시장 간의 동조화 현상이 나타나고 있으며 변동성 간의 상관관계 및 전이효과가 강화되고 있다. 이에 본 연구는 미국 및 아시아 주식시장 변동성 간의 조건부 상관관계와 변동성 전이효과를 알아보기 위해 DECO-GARCH 모형과 전이지수모형을 이용하였으며 이들 모형을 통해 변동성의 특징, 조건부 상관관계, 변동성 전이효과의 방향 및 정도에 대해 분석하였다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, GARCH 모형을 통해 아시아 및 미국 주식시장의 조건부 분산에 시간 가변성, 변동성 군집성 및 변동성 지속성이 존재하는 것을 확인하였다. 둘째, DECO 모형을 통해 아시아 및 미국주식시장 간의 조건부 동상관계수는 양(+)의 높은 값을 가지며 시간 가변적이라는 것을 확인할 수 있다. 특히 글로벌 금융위기를 포함한 최근의 금융위기가 그러한 동상관관계를 강화시키는데 이는 금융시장의 구조변동이 미국 및 아시아 주식시장 간의 조건부 상관관계를 강화시키는 것을 의미하고 있다. 셋째, 변동성 전이지수가 매우 높은 값을 가지며 시간 가변적이라는 것을 확인할 수 있다. 이는 미국 및 아시아 주식시장 간에 상호 의존성이 높다는 것을 확인할 수 있으며 글로벌 금융위기와 같은 최근의 금융위기가 변동성 전이효과를 강화시키는 것을 발견하였다. 넷째, 순전이효과를 분석한 결과 미국 및 중화권(중국, 홍콩 및 대만) 주식시장이 다른 아시아 국가의 주식시장에 영향을 주는 것으로 분석되었으며 특히 글로벌 금융위기 이후로 이들 시장의 순 전이효과의 정도 및 규모는 더욱 강화되고 있다. 특히, 중화권 주식시장을 중심으로 지역적인 영향력이 강화된다는 것을 발견할 수 있다.

본 연구는 미국 및 아시아 주식시장의 상호의존적인 관계를 조건부 상관관계 및 변동성 전이지수를 통해 알아 보았다. 미국 및 아시아 주식시장은 정치·경제적으로 매우 밀접한 관계를 가지며 글로벌 시장의 충격에 아주 민감하게 반응한다. 이러한 관계를 조건부 상관관계 및 변동성 전이지수를 통해 직관적으로 알 수 있기 때문에 국제 포트폴리오 투자자들에게 매우 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 또한 이러한 전이효과의 시간 흐름을 통해 금융위기 시에 각국 주식시장의 전이효과 방향성 및 규모를 예측하는데 중요한 지표가 될 것으로 판단된다.

향후 연구에서는 전이지수 모형을 이용하여 주식시장 이외에도 상품, 채권 및 외환시장 등 다양한 금융시장 간의 조건부 상관관계 및 변동성 전이효과를 분석하는 것이 중요하다고 본다.

참 고 문 헌

- 강상훈·윤성민(2014), “국제원유와 브릭스 주식시장 사이 변동성 전이의 비대칭성과 장기기억”, *경제연구*, 제32권 제2호, 189-220.
- _____(2016), “구조변동이 아시아 주식시장과 원유 선물시장의 변동성 전이에 미치는 영향”, *선물연구*, 제 24권 제1호, 31-64.
- 김형태·윤성민(2018), “원유시장과 동아시아 주식시장 간의 장기기억 및 변동성 전이효과 분석”, *에너지경제연구*, 제17권 제1호, 179-207.
- 노현승·강상훈(2015), “ASEAN 주식시장에서의 변동성 장기기억 및 비대칭성 그리고 변동성 전이현상 분석”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제17권 3호, 1383-1395.
- Antonakakis, N., C. Floros, and R. Kizys(2016), “Dynamic spillover effects in futures markets: UK and US evidence,” *International Review of Financial Analysis*, 48, 406-418.
- Aroui, M. E. H., J. Jouini and D. K. Nguyen(2011), “Volatility Spillovers between Oil Prices and Stock Sector Returns: Implications for Portfolio Management,” *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1387-1405.
- _____(2012), “On the Impacts of Oil Price Fluctuations on European Equity Markets: Volatility Spillover and Hedging Effectiveness,” *Energy Economics*, 34(2), 611-617.
- Awartani, B. and A. I. Maghyereh(2013), “Dynamic Spillovers between Oil and Stock Markets in the Gulf Cooperation Council Countries,” *Energy Economics*, 36, 28-42.
- Baillie, R. T. and T. Bollerslev(1989), “The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), 297-305.
- Bauwens, L., S. Laurent. and L. Rombouts(2006), “Multivariate GARCH Models: A Survey,” *Journal of Applied Econometrics*, 21, 79-109.
- Beirne, J., G. M. Caporale, M. Schulze-Ghattas, and N. Spagnolo(2010), “Global and regional pillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis,” *Emerging Markets Review*, 11(3), 250-260.
- Blanchard, O. J. and D. Quah(1989), “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances,” *American Economic Review*, 79(4), 655-673.

- Bernanke, B.(1986), "Alternative explanations of the money-income correlation," *ICarnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 49-99.
- Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- _____, R. F. Engle, and D. B. Nelson(1994), "ARCH Models," in R. F. Engle and D. L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, 4, Elsevier Science B. V., Amsterdam.
- Chkili, W., C. Aloui, and D. C. Nguyen(2014), "Instabilities in the Relationships and Hedging Strategies between Crude Oil and US Stock Markets: Do Long Memory and Asymmetry Matter?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 354 - 366.
- Chuang, I.-Y., J.-R. Lu, and K. Tswei(2007), "Interdependence of international equity variances: Evidence from East Asian markets," *Emerging Markets Review*, 8(4), 311-327.
- Cumby, R. E.(1990), "Consumption risk and international equity returns: Some empirical evidence," *Journal of International Money and Finance*, 9(2), 182-192.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz(2012), Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers," *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Dimitriou, D., D. Kenourgios, and T. Simos(2013), "Global Financial Crisis and Emerging Stock Market Contagion : A Multivariate FIAPARCH-DCC Approach," *International Review of Financial Analysis*, 30, 46-56.
- Edwards, S. and R. Susmel(2001), "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets," *Journal of Development Economics*, 66(2), 505-532.
- Eun, C. S. and S. Shim(1989), "International transmission of stock market movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
- Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50(4) 1982, 987-1007.
- _____(2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Bivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.

- _____ and B. Kelly(2012), "Dynamic Equicorrelation," *American Statistical Association Journal of Business and Economic Statistics*, 30(2), 212-218.
- Ewing, B. T. and F. Malik(2016), "Volatility Spillovers between Oil Prices and the Stock Market under Structural Breaks," *Global Finance Journal*, 29, 12-23.
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng(1990), "Correlations in price changes and volatility across international stock markets," *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307.
- Hosking, J. R. M.(1980), "The Multivariate Portmanteau Statistic," *Journal of the American Statistical Association*, 75(371), 602-608.
- _____ (1981), "Lagrange-Multiplier Tests of Bivariate Time Series Models," *Journal of the Royal Statistical Society*, 43(2), 219-230.
- Inclán, C and G. C. Tiao(1994), "Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance," *Journal of the American Statistical Association*, 89(427), 913-923.
- Jeon, B. N. and G. M. Von Furstenberg(1990), "Growing international co-movement in stock price indexes," *Quarterly Review of Economics and Business*, 30(3), 15-30.
- Kanokwan, C. and S. Dibooglu(2006), "Volatility spillovers and contagion during the Asian crisis: Evidence from six Southeast Asian stock markets," *Emerging Markets Finance and Trade*, 42(2), 4-17.
- Karolyi, G. A.(1995), "A Multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: The case of the United States and Canada," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 11-25.
- Koutmos, G. and G. G. Booth(1995), "Asymmetric volatility transmission in international stock markets," *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
- Li, H. and E. Majerowska(2008), "Testing stock market linkages for Poland and Hungary: A multivariate GARCH approach," *Research in International Business and Finance*, 22(3), 247-266.
- McLeod, A. I. and W. K. Li(1981), "Distribution of the Residual Autocorrelation in Bivariate ARMA Time Series Models," *Journal of the Royal Statistical Society*, 43(2), 231-239.
- Mensi, W., M. Beljid, A. Boubaker and S. Managi(2013), "Correlations and Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold," *Economic Modelling*, 32, 15-22.
- _____ S. Hammoudeh, S. Rebordo and D.K. Nguyen(2015), "Are Sharia Stocks, Gold and U.S. Treasury Hedges and Safe Havens for the Oil-based GCC Markets?"

Emerging Markets Review, 24, 1-17.

Mensi, W., S. Hammoudeh and S.-H. Kang(2017), "Risk Spillovers and Portfolio Management between Developed and BRICS Stock Markets," *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 133-155.

Ng, A.(2000), "Volatility spillovers effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of Business*, 19(2), 207-233.

Pesaran, M. H. and Y. Shin(1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models," *Economics Letters*, 58(1), 17-29.

Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Sims, C. A.(1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 10(1), 2-16.

Tse, Y., C. Wu and A. Young(2003), "Asymmetric information transmission between a transition economy and the U.S. market: Evidence from the Warsaw stock exchange," *Global Finance Journal*, 14(3), 319-332.

Wang, Z., A. M. Kutan, and J. Yang(2005), "Information flows within and across sectors in Chinese stock markets," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(4), 767-780.

Wang, P. and P. Wang(2010), "Price and volatility spillovers between the greater China markets and the developed markets of US and Japan," *Global Finance Journal*, 21(3), 304-317.

Zheng, T. and H. Zuo(2013), "Reexamining the time-varying volatility spillover effects: A Markov switching causality approach," *North American Journal of Economics and Finance*, 26, 643-662.

Zhou, X., W. Zhang, and J. Zhang(2012), "Volatility spillovers between the Chinese and world equity markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 247-270.

Time-varying Volatility Spillovers in U.S and Asian Stock Markets: Using the DECO-GARCH and Spillover Index Models

Hyeong-Tae Kim*

Seong-Min Yoon**

Abstract

This paper investigates the impact of structural breaks on volatility spillovers across U.S. and Asian stock markets (China, Hong Kong, India, Indonesia, Japan, Korea, Malaysia, Philippines, Singapore, Taiwan and Thailand) by employing the multivariate DECO-GARCH and the spillover index models. The results reveal a positive equicorrelation across Asian stock markets and find that it increased sharply during the crises. Using the ICSS algorithm, we find several structural changes in these markets with several common break dates (global financial crisis, European sovereign debt and other crises) and these structural changes affect the volatility spillovers across U.S. and Asian stock markets in common break dates. The volatility spillovers reveal strong dependence across U.S. and Asian stock markets due to the global financial crisis. Particularly, four countries (China, Hong Kong, Taiwan and U.S.) have given a strong influence on other stock markets. The spillover index shows time-varying dynamic trends according to major financial crisis. The volatility spillover index is more sensitive to global financial crisis than the return spillover index. the net spillover index indicates bi-directional spillover effect across these equity markets. After the global financial crisis, the stock markets of Greater China Region significantly affects other neighbor markets. In summary, the spillover index become an important indicator for forecasting the direction and magnitude of spillover effect to mitigate the market risk during the financial crisis.

* Graduate Student, Department of Economics, Pusan National University

** Professor, Department of Economics, Pusan National University, Corresponding Author